

EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO DA REGIÃO NORDESTE

Joyciane Coelho Vasconcelos^a

Jair Andrade Araujo^b

^aEstudante do Doutorado em Desenvolvimento e Meio Ambiente (PRODEMA)
da Universidade Federal do Ceará (UFC).

^bProfessor do Programa de Pós-graduação em Economia Rural da UFC.

Artigo recebido em 03/10/2014 e aprovado em 04/08/2016.

RESUMO: Este artigo investiga a contribuição do salário mínimo (SM) no processo de desconcentração dos rendimentos do mercado de trabalho da região Nordeste do Brasil no período 2002-2012. Os microdados utilizados são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utilizou-se a metodologia de simulação proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), que estimaram as funções densidade Kernel contrafactuais. As simulações foram realizadas para pessoas do gênero feminino e masculino. Os resultados revelaram que, por meio das decomposições, o salário mínimo, o grau de formalização e os atributos pessoais tiveram impactos desconcentradores naquele grupo de trabalhadores. Apenas para os homens, o efeito desconcentrador do salário mínimo é mais intenso na amostra quando comparado às mulheres. Em síntese, as simulações revelam a importância do salário mínimo na redução da dispersão dos rendimentos do trabalho no período estudado.

PALAVRAS-CHAVE: concentração dos rendimentos; salário mínimo; mercado de trabalho.

CLASSIFICAÇÃO JEL: J11; J24; J71.

DISTRIBUTIVE EFFECTS OF MINIMUM WAGE IN THE LABOR MARKET OF NORTHEAST REGION

ABSTRACT: This paper investigates the impact of the minimum wage (MW) on the distribution of earnings in the labor market of the Northeast Region of Brazil in the 2002-2012 period. The analysis was based on the simulation methodology proposed by DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) that estimate counterfactual Kernel density functions, and used the microdata provided by the National Sample Survey (PNAD) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). Sample data covered a population of females and males. The results revealed that the minimum wage, the degree of formalization in labor relations, and the set of individual attributes had a positive impact on the distribution of earnings among both female and male workers. However, for men, the de-concentrating effect of the minimum wage is more intense compared to women. In summary, the results suggest that the minimum wage has been important to reduce the dispersion of labor income in recent years.

KEYWORDS: concentration of income; minimum wage; labor market.

1. INTRODUÇÃO

A região Nordeste possui elevada desigualdade de renda quando comparada às demais regiões brasileiras. Dados do IBGE (2013) revelam que o Nordeste apresentou o maior nível de desigualdade de renda, com Índice de Gini na ordem de 0,523. Embora continue ocupando um patamar alto, a concentração de renda tem registrado, nos últimos anos, uma trajetória de queda. A propósito, em seu trabalho, Oliveira (2010) explica quais os fatores que levaram a essa queda; em particular, os rendimentos provenientes do trabalho.

Também Araújo e Moraes (2014), com base em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) referente ao período 2001 a 2011, concluem que o mercado de trabalho contribui para a redução da desconcentração de renda. No Nordeste brasileiro, esse percentual foi de 7,9% entre 2009 a 2011. Aliás, já é bastante consensual na literatura que trata do assunto que parte da redução da desigualdade no Brasil se deve a mudanças nos rendimentos da renda proveniente do trabalho.

No entendimento de Dedecca (2006), a política de valorização do salário mínimo real, além de ter contribuído para a queda recente da desigualdade, tende a ter efeitos cumulativos sobre os níveis de renda, ou seja, a elevação do seu valor real tem grande potencial enquanto política de combate à desigualdade. Com base nos dados do IPEA, ano base 2002 IPCA, percebe-se a evolução do salário mínimo real no período de 2002 a 2012. Nota-se que o mesmo passou por um processo de recuperação de seu valor real perdido ao longo das décadas: de 200,00 em 2002, para 305,69 em 2012. Ou seja, houve uma valorização de 52,8% no salário real.

No mesmo período, houve uma redução na desigualdade de renda no Brasil e em todas as grandes regiões. De acordo com os dados da PNAD, o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0,589 a 0,522, o que implicou na redução de 11,4% na desigualdade de renda. Seguindo a tendência da economia brasileira, todas as macrorregiões também apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda. A região Nordeste registrou redução de 9,7%, de 0,595 para 0,537. Já a região Sudeste exibiu uma redução de 12,1%, de 0,563 para 0,495, sendo que a região Sul apresentou a maior redução do Gini, com 13,3% no período estudado.

A simultaneidade desses dois movimentos sugere que o aumento do salário mínimo teria contribuído para a redução das desigualdades. Dessa forma, dado que a desigualdade de renda existente entre as regiões brasileiras é um problema recorrente, constitui-se importante campo de pesquisa o entendimento dos efeitos do salário mínimo sobre os diferentes setores da economia. Vale ressaltar que, nos últimos anos, tem sido cada vez mais celebrada uma política que valorize o poder do salário mínimo (doravante SM), o que, certamente, tem efeitos na distribuição de renda do mercado

de trabalho. À guisa de ilustração, ao se comparar o valor real do SM do ano de 2002 e o de 2012, observa-se um aumento de 66% (DIEESE, 2014).

Dado que o salário real é um dos principais determinantes dos níveis de emprego e um dos indicadores de distribuição de renda no país, surge a necessidade de analisar o impacto que essa evolução teve sobre a desigualdade de renda. Aliás, são insatisfatórias as respostas, até então, ao seguinte questionamento: em que medida a política do salário mínimo contribuiu na desconcentração de renda do Nordeste brasileiro? O artigo pretende dar uma resposta que seja mais completa. Para tanto, incorpora à análise a diferença entre os sexos masculino e feminino. Essa é a razão maior pela qual este artigo se distingue dos demais: ele tem como propósito verificar qual o efeito da elevação do salário mínimo real sobre os rendimentos das diferentes categorias de empregados, em particular, o comportamento das variáveis casuais para o gênero feminino e masculino da região Nordeste.

Pelo exposto, este artigo tem como objetivo investigar a contribuição do salário mínimo no processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2012. A amostra estudada contempla todos os trabalhadores que recebem renda com valor positivo e comida de maior de 15 anos e menor que 60 anos. Os dados foram extraídos das PNAD do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Como procedimento delineado, constrói-se a chamada distribuição contrafactual, a qual pode ser confrontada com a distribuição original dos salários da população. As variáveis causais consideradas neste artigo foram salário mínimo (SM), o grau de formalidade e os atributos pessoais. Pelo exercício contrafactual, busca-se saber qual seria a contribuição das variáveis causais na distribuição de renda dos empregados. Para tanto, utiliza-se a abordagem não paramétrica tal qual apresentada por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) que mensura, por meio da função densidade, o fator que influencia no comportamento dos salários e os efeitos que ele incide sobre os mesmos.

Além da introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte forma: na seção dois, é feita uma revisão da literatura em termos de arcabouços teóricos e empíricos. Na terceira, é apresentada a metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). Na quarta seção, faz-se uma descrição da base de dados. Os resultados e as discussões estão explanados na quinta seção, seguidos das considerações finais.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Neste artigo, opta-se por analisar alguns estudos sobre o problema de desigualdade de renda, os impactos distributivos do salário mínimo e as características individuais.

2.1. DESIGUALDADE DE RENDA

Para Pessoa (2000), há dois enfoques em relação ao problema de desigualdade de renda: i) está relacionado à diferença de renda per capita entre as regiões; e ii) bem menos significativo do que o primeiro, se refere à distribuição espacial da produção. Segundo o autor, supondo-se que há perfeita mobilidade de mão de obra, só pode haver diferencial de renda *per capita* entre as regiões se as características dos indivíduos das regiões diferirem. As políticas de desenvolvimento baseadas em subsídios e acumulação de capital físico, adotadas no Brasil, são mais adequadas ao segundo problema, apesar de tentarem focar no primeiro.

Nesse sentido, é importante conhecer os efeitos dos fatores condicionantes da desigualdade de renda no Brasil para que se possa discutir melhor o desenvolvimento de políticas favoráveis à maior equidade.

Firpo *et al.* (2003) contribuem para o entendimento da evolução da desigualdade de renda no Brasil, de 1981 a 2001, ao identificar, sob algumas hipóteses, os efeitos idade, período e corte. Usam apenas as variáveis: educação e experiência, a partir dos microdados PNAD e do método de identificação proposto por Deaton e Paxson (1994). Concluem que a desigualdade de renda aumenta para as gerações mais novas, sendo esse aumento mais acentuado para a medida de renda do trabalho principal; a desigualdade de rendimentos do trabalho principal cresce acentuadamente com a idade, sobretudo para os grupos de maior escolaridade; a desigualdade de renda de todas as fontes tende a se reduzir após certa idade para os grupos de menor escolaridade; e há um efeito significativo de aumento da desigualdade de renda observado em 1989 e 1993, períodos de alta aceleração inflacionária.

A explicação para isso, segundo Ney e Hoffmann (2003), é que vários fatores conjunturais e estruturais têm contribuído para manter a disparidade de renda sempre em níveis elevados. Entre os conjunturais, estão o processo de industrialização por substituição de importações, as políticas de governo que achatavam os salários e perseguiam os sindicatos durante os anos de regime militar e a inflação. Já entre os estruturais, estão a distribuição da riqueza, o crescimento acelerado dos diversos setores da economia – o que gerou distúrbios no mercado de trabalho, e as diferenças de escolaridade entre as pessoas.

A discussão acerca da desigualdade de renda vem se apresentando como tema recorrente tanto no meio acadêmico quanto nas distintas esferas de governo. Reduções no grau de desigualdade de renda são metas perseguidas por determinadas políticas públicas que promovem a igualdade entre os indivíduos, além de diminuir a pobreza e, principalmente, a extrema pobreza. Trabalhos como os de Hoffmann (2009) e Barros *et al.* (2010) ressaltam uma convergência decrescente nos indicadores da desigual-

dade de renda no Brasil no período de 2001 a 2007. Entretanto, nota-se que esse declínio não segue homogêneo entre as regiões brasileiras.

Ao comparar as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, Duarte *et al.* (2003) fazem exercícios contrafactuais entre essas regiões. Utilizam método semiparamétrico, seguindo DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e valem-se de dados da PNAD de 1999. Construíram densidades contrafactuais, reponderando a distribuição da Nordeste/Ceará pelo perfil de escolaridade Sudeste/São Paulo. Encontram que entre 12% e 36% do diferencial de renda é explicado pelo diferencial de escolaridade; a reponderação pela escolaridade aumentou renda média nos contrafactuais em cerca de 55%; a renda do contrafactual do Nordeste equivale a 93% da renda média brasileira.

Recentemente, querendo descobrir o que houve com a desigualdade salarial no Brasil no período de 1980 a 2009 e medir a contribuição de educação, experiência, atividade econômica que o indivíduo trabalha e região geográfica em que mora, Silveira (2012) utilizou a metodologia baseada em Lemieux (2002) e Di Nardo, Fortin e Lemieux (1996). Concluíram que, a partir do ano 2000, houve uma queda enorme na contribuição das variáveis que fez com que a variância diminuísse bastante. Concluiu que ocorreu, no Brasil, uma mudança significativa de retornos à educação e que esse fato é responsável pela queda da desigualdade salarial verificada nos anos 2000.

Ao analisar a desigualdade de renda dos trabalhos agrícolas brasileiro, Corrêa (1999) afirma que a variável posição na ocupação aparece como o mais relevante condicionante do rendimento do trabalho no setor agropecuário brasileiro, estando associada às diferenças na distribuição prévia da propriedade e na acumulação do capital físico. Já Neves (1997) verificou que, para os anos de 1973, 1982 e 1988, os empregadores obtiveram, sempre, os níveis mais altos de rendimentos no setor. Ney e Hoffmann (2003) obtiveram resultados semelhantes e mostram que a renda média dos empregadores (R\$ 1.402,00) era 5,3 vezes maior do que a dos agricultores familiares (conta própria), cuja renda média era de R\$ 266,00.

2.2. OS IMPACTOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO

No Brasil, o debate sobre os efeitos do SM sobre a desigualdade ganhou notoriedade com a publicação do artigo de Macedo e Garcia (1978). Nele, os autores contestaram a importância do salário mínimo na determinação dos salários dos trabalhadores não qualificados, o que desencadeou uma série de trabalhos que investigavam a importância do mínimo sobre a distribuição de salários. Por exemplo, Hoffmann (1998) investigou a influência do salário mínimo sobre a pobreza e a desigualdade no Brasil entre os anos de 1979 e 1997. Concluiu que aumentos no SM contribuem para reduzir a desigualdade.

Fajnzylber (2001), ancorado nos dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE (período de 1982 a 1997), utilizou *dummies* para cada faixa de salário com o propósito de captar esses efeitos diferenciados, particularmente os relacionados ao SM provenientes dos rendimentos e do emprego dos trabalhadores. O autor empregou a metodologia antes desenvolvida por Neumark, Schweitzer e Wascher (2000) e estimou a variação percentual dos ganhos de um indivíduo como função da variação percentual do SM e da variação percentual do SM defasado em um ano, além de alguns controles. Os resultados revelaram efeitos significativos do SM sobre os rendimentos individuais em toda a distribuição de renda dos trabalhadores formais e informais. As elasticidades obtidas são próximas de um para aqueles com remuneração próxima do mínimo e caem à medida que os rendimentos ficam maiores. Esses efeitos tendem a ser maiores no curto prazo para homens, para chefes de famílias e valem tanto para os trabalhadores do setor formal como para os do setor informal.

Na mesma perspectiva, Firpo e Reis (2006) analisaram o papel do aumento do SM na redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho principal de 2001 a 2005. Eles obtiveram a contribuição do SM para a desigualdade pela diferença entre o indicador de desigualdade medido por meio da distribuição ressaltada e o indicador calculado via distribuição contrafactual dos rendimentos. Os resultados identificam que o SM teria contribuído em torno de 36% da redução do índice de Gini no período de 2001 a 2005.

Ao estudarem como seria a distribuição salarial no ano de 1988 caso o SM tivesse o mesmo valor que tivera em 1981, Menezes Filho e Rodrigues (2009) utilizaram a metodologia proposta por DiNardo *et al.* (1996). Para tanto, consideraram cinco fatores explicativos da distribuição salarial: variações do salário mínimo real; mudança no grau de sindicalização; mudanças no nível de escolaridade dos trabalhadores; modificações na distribuição das características individuais, menos o nível de sindicalização e de escolaridade; e mudanças residuais. Concluíram que há efeitos importantes do mínimo sobre a desigualdade brasileira.

Neder e Ribeiro (2010) investigaram a contribuição do SM na hipótese em que este, de fato, seja responsável pela desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2008. Eles utilizaram a metodologia proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) com alguns ajustes. Excetuando-se o próprio SM, as variáveis causais consideradas no estudo foram: grau de formalidade e atributos pessoais. Os efeitos das simulações para trabalhadores do gênero feminino e masculino revelaram que o SM teve impacto equalizador em ambos os casos, embora o impacto referente às mulheres tenha sido mais acentuado.

Ao comparar as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, Duarte *et al.* (2003) fizeram exercícios contrafactuais entre elas. Empregaram o chamado método semiparamé-

trico, no sentido de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), e se apoiaram nos dados da PNAD de 1999. Construíram densidades contrafactuais, reponderando a distribuição da Nordeste/Ceará pelo perfil de escolaridade Sudeste/São Paulo. Como resultado da pesquisa, descobriram, por exemplo, que 12% e 36% do diferencial de renda é explicado pelo diferencial de escolaridade; a reponderação pela escolaridade aumentou renda média nos contrafactuais em cerca de 55%.

2.3. DESIGUALDADE DE RENDA E CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS

Na economia, a discriminação é definida como tratamento desigual de iguais baseados em critérios irrelevantes para a atividade envolvida. Entre os diversos tipos de discriminação econômica, a discriminação no mercado de trabalho tem recebido bastante destaque na literatura. De fato, rendimentos desiguais podem ser reflexos de discriminação tanto incluso quanto fora do mercado de trabalho, no que tange às condições de acesso à educação e a outros recursos.

De acordo com Lam (1999), no Brasil, os negros que têm pais menos educados permanecem com um baixo nível educacional em virtude da forte correlação entre níveis educacionais dos pais e dos filhos. Assim, é refletido no mercado de trabalho na forma de rendimentos inferiores para os negros.

Segundo Ramos e Vieira (2000), disparidades salariais podem ser geradas por quatro grupos de fatores: forma de ressarcimento por postos de trabalho que têm diferenças como risco de acidente e insalubridade; heterogeneidade de trabalhadores como educação e experiência; segmentação no mercado entre trabalhadores igualmente produtivos sem base em critérios tangíveis, como posição geográfica; atributos não produtivos e discriminatórios, como raça e gênero.

Soares (2000) afirma que parte da discriminação sofrida pelos negros ocorre na inclusão e não na remuneração. Frisa ainda que a disparidade salarial pode ter origem em três causas: qualificações desiguais, inserções no mercado de trabalho distintas ou diferencial de rendimentos puro. O autor mostra que, uma vez estimada a decomposição de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) com uso de controles na ocupação, o poder explicativo da discriminação diminui sensivelmente tanto para negros quanto para negras, tendo como referência os homens brancos.

Já Cambota (2005) analisou a discriminação salarial por raça e gênero dentro das densidades das distribuições de rendimento dos setores de atividade, comparando as regiões Nordeste e Sudeste. A autora utilizou os dados da PNAD 2002 e uma metodologia semiparamétrica e outra paramétrica. Concluiu que existe discriminação contra mulheres e negros no mercado de trabalho nas regiões e que esta é maior contra mulheres.

Como destaca Cacciamali e Hirata (2005), a discriminação existe quando pessoas com atributos iguais, exceto pela sua raça e gênero, são remuneradas de forma diferente, tendo em vista apenas estes atributos não produtivos. Se não houvesse discriminação, pessoas com as mesmas características produtivas, independentemente de raça ou gênero, teriam salários similares.

Recentemente, Souza *et al.* (2013) analisaram para o Brasil e regiões, com base nos dados das PNAD de 2001 e 2011, o quanto da desigualdade de renda entre grupos de raça e gênero está relacionada à discriminação a partir da diferença de habilidades dos trabalhadores. Utilizaram a decomposição de Blinder (1973), Oaxaca (1973) e de Machado e Mata (2005)¹. Concluíram que a discriminação é o que explica a diferença salarial entre gêneros.

Bourguignon *et al.* (2008), por meio de uma extensão de Blinder (1973) e Oaxaca (1973), analisam as diferenças entre as distribuições de renda do Brasil, EUA e México. Tal metodologia consiste na simulação de distribuições contrafactuais construídas a partir da substituição dos valores originais dos parâmetros da distribuição outro país. Ela mede o efeito na distribuição de renda de um país caso algum atributo dos indivíduos, identificado por um parâmetro da distribuição de renda, seja igualado a de outro país. Concluem que a desigualdade de dotação de capital humano e transferências explicam cerca de 2/3 da diferença de desigualdade entre o Brasil e os EUA.

3. METODOLOGIA

Nesta seção, é apresentado um modelo semiparamétrico proposto em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) para construir funções de densidade contrafactuais e encontrar os efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho, atributos pessoais e os efeitos das mudanças do SM.

3.1. ESTIMADOR *KERNEL*

O estimador *Kernel* considera a divisão dos dados em intervalos de classes e, a cada intervalo, é associado o número de observações que pertence aos respectivos intervalos. Esse método difere do histograma, pois os intervalos são superpostos e as observações são ponderadas de acordo com sua distância em relação ao ponto médio do

¹ Leva em consideração o resultado por quantil a partir de regressões quantílicas.

intervalo. Fatores que contribuíram para essa ampla utilização são a simplicidade e as boas propriedades e, desde então, conhecido como estimadores Rosenblatt-Parzen, também chamado estimador núcleo e denotado por $f(X)$.

Seja $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n , independente e identicamente distribuída retirada de uma distribuição de probabilidade com função de densidade $\hat{f}(x)$. O núcleo da densidade $\hat{f}(x)$ de uma densidade univariada $\hat{f}(x)$, baseada em uma amostra aleatória $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ de tamanho n , é definido, de acordo com Rosenblatt (1956) e Parzen (1962).

Outro procedimento empírico crucial é a estimação das funções de densidade Kernel. As funções de densidade Kernel com ponderação, em especial o método intitulado “*Adaptive Kernel density estimation*”² e o comando denominado *akdensity* foram utilizados nas estimativas em nosso estudo. Esse método propicia melhores resultados para distribuições multimodais com *band width* variável. A função de densidade Kernel é expressa por meio da seguinte equação:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (1)$$

Em (1), $K(.)$ é uma função simétrica chamada *Kernel*, que satisfaz as seguintes propriedades: $\int_{-\infty}^{\infty} k(t)dt = 1$, $\int_{-\infty}^{\infty} tk(t)dt = 0$, e $\int_{-\infty}^{\infty} t^2 k(t)dt = k \neq 0$. Quando $K(.)$ for uma função não negativa, ela será uma função densidade de probabilidade, o que implica que $\hat{f}(x)$ será, também, uma função densidade de probabilidade; h é a largura dos intervalos de classes também conhecida como parâmetro de suavização.

No caso das funções de densidade Kernel estimadas para os anos de 2002 e 2012, utilizou-se os pesos da PNAD, porém, normalizados para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Em relação às funções de densidade contrafactuais, os pesos são obtidos por meio do produto dos pesos de amostragem da PNAD e os pesos obtidos pela metodologia de reponderação. Mais uma vez, esse produto foi normalizado para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Os valores das funções de densidade Kernel foram estimados em 1.000 pontos da variável x , que corresponde ao logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho principal.

O Índice de Theil, por sua vez, é calculado por meio das funções de densidade Kernel estimadas e envolve as seguintes etapas: 1) retorna-se ao valor do rendimento do trabalho em cada ponto da abscissa x utilizado na estimativa das funções de den-

² Ver Kerm (2003) e Jann (2007).

dade por meio da expressão $v = \exp(x)$, na qual x é o logaritmo natural do rendimento do trabalho; 2) estima-se a função densidade de v ($f(v)$) que é igual à $f(x) / v$; 3), e calcula-se o valor estimado da média de v pela expressão $\mu_v = \int_{-\infty}^{v_{\max}} v f(v) dv$. Em resumo, o índice de Theil é igual a $\int_{-\infty}^{v_{\max}} \frac{v}{\mu_v} \ln\left(\frac{v}{\mu_v}\right) dv$.

Por outro lado, o cálculo do Índice de Gini exigiu um procedimento mais complexo. Inicialmente, estima-se a função de distribuição cumulativa de v a partir da integração de sua função densidade. Em seguida, calcula-se a curva de Lorenz a partir da

expressão $L(p) = \frac{\int_0^p Q(q) dq}{\int_0^1 Q(q) dq} = \frac{1}{\mu} \int_0^p Q(q) dq$, sendo Q a função quantílica e p , a proporção

acumulada da população. Por último, o Índice de Gini é dado pela expressão $G = 2 \int_0^1 (p - L(p)) dp$.

Os núcleos mais utilizados são o uniforme, o gaussiano e o de Epanechnikov, sendo que a sua escolha é uma decisão *ad hoc* do pesquisador, que deve levar em conta a natureza da variável cuja densidade está sendo estimada. No presente trabalho, seguindo as sugestões de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e Butcher e DiNardo (1998), adota-se o núcleo gaussiano e trabalha-se com o logaritmo da renda do trabalho para reduzir o problema de assimetria.

A estimação de densidades contrafactuais é realizada conforme proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), onde se escolhe funções de reponderação da amostra. Pode-se considerar que cada observação da amostra é um vetor (w, z) , onde w representa os salários (uma variável contínua) e z , os atributos de cada indivíduo.

A densidade de salários em um ponto do tempo $f_t(w)$ pode ser escrita como a integral da densidade de salários, condicionada a um conjunto de atributos individuais e ao tempo t_w , sendo expressa como $f(w|z, t_w; m_t)$, sobre a distribuição de atributos individuais $F(z|t_z)$ na data t_z :

$$\begin{aligned} f_t(w) &= \int_{z \in \Omega_z} dF(w, z | t_w, z = t; m_t) = \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = t; m_t) dF(z | t_z = t) \\ &= f(w; t_w = t, t_z = t, m_t) \end{aligned} \quad (2)$$

Em (2) Ω_z é o domínio de definição dos atributos individuais.

Conforme DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), para a estimação das funções de densidade contrafactuais, é necessária a combinação de diferentes períodos do tempo.

A última linha da equação (2) tem como finalidade completar essas condições ao introduzir a notação que leva em conta essa combinação. Por exemplo, $f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$ é a função densidade efetiva de salários em 2002; $f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$ é a função densidade (contrafactual) que prevaleceria em 2002 se a distribuição dos atributos individuais fosse a mesma de 2012.

No intuito de estimar a função de densidade contrafactual anterior, considera-se a hipótese de que a estrutura de salários de 2002 (representada por $f(w; z, t_w = 2002, m_{2002})$) não depende da distribuição de atributos. Nesse caso, a densidade hipotética é:

$$\begin{aligned} & f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) \\ & \int f(w | z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z | t_z = 2012) \\ & f(w | z, t_w = 2002, m_{2002}) \Psi_z(z) dF(z | t_z = 2002) \end{aligned} \quad (3)$$

A equação (3) define a densidade de renda do trabalho de 2002, que prevaleceria se as condições fossem similares às de 2012 e, conforme pode ser observado, é idêntica à definição em (2), exceto pela função de reponderação. Na verdade, o problema de estimação da função de densidade contrafactual desejada fica reduzido ao cálculo de ponderações apropriadas. Logo, estimam-se as funções de densidade contrafactuais usando o método de estimadores de núcleo ponderados, onde usa-se um novo ponderador, que contém uma estimativa para Ψ_z , sendo que Ψ_z é uma função de reponderação definida por:

$$\Psi_z(z) = dF(z | t_z = 2012) / dF(z | t_z = 2002) \quad (4)$$

$$\hat{f}(w; t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) = \sum_{i \in S_{2002}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\Psi}_z(Z_i) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right) \quad (5)$$

O termo h é o parâmetro que regula o grau de suavidade de uma densidade *Kernel*. Esse parâmetro é denominado de janela ou *band width*. A diferença entre a função densidade efetiva de 2002 e a função densidade hipotética corresponde ao efeito das mudanças na distribuição dos atributos dos trabalhadores. Em seguida, detalha-se a metodologia utilizada na identificação da contribuição de cada fator (SM, grau de formalidade e atributos) nos indicadores de desigualdade.

3.2. EFEITOS DAS MUDANÇAS NO GRAU DE FORMALIDADE DO MERCADO DE TRABALHO E OUTROS ATRIBUTOS

Os atributos individuais z consistem no status de formalização da ocupação u (representado por uma variável *dummy*) e um vetor x de atributos que inclui experiência³, escolaridade, raça, formal, região e área censitária. Em uma linguagem algébrica, a distribuição dos atributos $F(z|t_z = t)$ é igual ao produto de $F(u|x, t_{u|x} = t)$ e $F(z|t_x = t)$.

A função densidade dos salários em 2002 é definida a partir da equação (2). Ou seja, essa equação corresponde a:

$$F(u|x, t_{u|x} = t) \text{ e } F(x|t_x = t). \quad (6)$$

O primeiro passo na estimação da função densidade hipotética corresponde à construção da função densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se os graus de formalidade e informalidade, mas não os outros atributos, tivessem o mesmo nível de 2012. A partir desse objetivo, introduz-se uma hipótese e adicional em que a função densidade condicional $F(w|u, x, t_w; m_t)$ não depende do grau de formalidade e informalidade. Assim, calcula-se a função densidade que prevaleceria em 2002 se os graus de formalidade e informalidade fossem os mesmos registrados no ano de 2012, embora os demais atributos permanecessem nos níveis de 2002. Essa função é, na verdade, uma versão reponderada da função densidade de 2002:

$$\begin{aligned} & f(w, t_w = 2002, t_{u/x} = 2012, t_x = 2002, m_{2002}) \\ & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) dF(u|x, t_{u/x} = 2012) dF(x|t_x = 2002) \\ & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(u, x) dF(x|t_{u/x} = 2002) dF(x|t_x = 2002) \end{aligned} \quad (7)$$

O termo $\Psi_{u|x}(u, x)$ é uma função reponderada e definida como:

$$\begin{aligned} \Psi_{u/x}(u, x) &= dF(u|x, t_x = 2012) / dF(u|x, t_x = 2002) = \\ & u \cdot \frac{Pr(u=1|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u=1|x, t_{u|x} = 2002)} + [1-u] \frac{Pr(u=0|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u=0|x, t_{u|x} = 2002)} \end{aligned} \quad (8)$$

³ A variável experiência corresponde à diferença entre a idade do trabalhador e a idade em que esse trabalhador começou a trabalhar.

A última parte da equação (8) é obtida e considera que o status de formalidade u toma somente os valores de zero (setor informal) e 1 (setor formal) e, portanto, $dF(u|x, t_{u|x}) = uPr(u=1|x, t_{u|x}) + [1-u]Pr(u=0|x, t_{u|x})$.

A função de reponderação $\Psi_{u|x}(u, x)$ pode ser estimada por meio da razão entre as probabilidades condicionais $Pr(u=1|x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x}=2012$ e 2002 para as observações que fazem parte do setor formal e por meio da razão entre as probabilidades condicionais $Pr(u=0|x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x}=2012$ e 2002. O modelo padrão para estimar essa probabilidade é o modelo *probit*, qual seja:

$$Pr(u=1 | x, t_{u|x} = t) = Pr(\varepsilon > -\beta_i' H(x)) = 1 - \Phi(-\beta_i' H(x)) \quad (9)$$

Em (9) que $\Phi(\cdot)$ é a distribuição normal cumulativa e $H(x)$ é um vetor de variáveis independentes, que é uma função de x (o vetor de atributos individuais) e pode ser tratado como um polinômio de baixa ordem em x . Para levar em consideração a influência dos demais atributos (vetor x), considera-se a densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se a distribuição deu e x fossem as mesmas de 2012:

$$\begin{aligned} & f(w, t_w = 2002, t_{u/x} = 2012, t_x = 2012, m_{2002}) \\ & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) dF(u|x, t_{u/x} = 2012) dF(x | t_x = 2012) \\ & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(u, x) dF(x | t_{u/x} = 2002) dF(x | t_x = 2002) \end{aligned} \quad (10)$$

Em (10) $\psi_x(x) = dF(x | t_x = 2012) / dF(x | t_x = 2002)$.

Aplicando a regra de Bayes, essa relação pode ser escrita como:

$$\psi_x(x) = \frac{Pr(t_x = 2012|x)}{Pr(t_x = 2002|x)} \cdot \frac{Pr(t_x = 2002)}{Pr(t_x = 2012)} \quad (11)$$

A probabilidade e condicional de estar no período t , dados os atributos individuais x , pode ser estimada por meio de um modelo *probit* tal como definido abaixo:

$$Pr(t_x = t | x) = Pr(\varepsilon > -\beta_i' H(x)) = 1 - \Phi(-\beta_i' H(x)) \quad (12)$$

As probabilidades não condicionais $Pr(t_x = 2002)$ e $Pr(t_x = 2012)$ podem ser facilmente calculadas como o número total de observações de cada ano em relação ao

número total de observações para os dois. Nesses cálculos, utilizam-se os pesos de amostragem para pessoas, disponíveis nas PNAD.

3.3. EFEITOS DAS MUDANÇAS NO SM

Para construir a função densidade contrafactual, sob a hipótese de vigência do SM em seu nível mais elevado de 2012, seleciona-se parte da função de densidade de 2002 acima do SM de 2012 e parte da função densidade de 2012 que corresponde ao valor exato do SM em 2012, bem como os valores inferiores a esse valor.

Outro procedimento adotado é que se pré-multiplique a função densidade de 2012 por uma função de reponderação para assegurar que a integral definida total da função obtida seja igual a 1. Em linguagem algébrica, essas operações correspondem à equação abaixo:

$$f(w | z, t_w=2002, m_{2012}) = I(w \leq m_{2012}) \psi_z(z, m_{2012}) + [1 - I(w \leq m_{2012})] f(w | z, t_w=2002, m_{2002}) \quad (13)$$

em que:

$$\psi_z(z, m_{2012}) = \frac{\Pr(w \leq m_{2012} | z, t_w = 2002)}{\Pr(w \leq m_{2012} | z, t_w = 2008)} \quad (14)$$

Para obter o efeito do SM sobre a distribuição total de salários em 2002, integra-se a densidade condicional na equação (13) sobre a densidade de atributos:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 2002; t_z = 2002; m_{2012}) &= \\ \int (w | z, t_w = 2002, m_{2012}) dF(z | t_z = 2002) &= \\ \int I(w \leq m_{2012}) \psi_w(z, m_{2012}) f(w | t_w = 2012, m_{2012}) dF(z | t_z = 2002) &+ \\ [1 - I(w \leq m_{2012})] f(w | z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z | t_z = 2002) & \\ \int I(w \leq m_{2012}) \psi_w(z, m_{2012}) f(w | t_w = 2012, m_{2012}) \psi_z(z)^{-1} dF(z | t_z = 2012) &+ \\ [1 - I(w \leq m_{2012})] f(w | z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z | t_z = 2002) & \end{aligned} \quad (15)$$

O termo $\psi_w(z, m_{2012})$ é definido na equação (14) e o termo $\psi_z(z)^{-1}$ vai definido a seguir:

$$\psi_z(z)^{-1} = \frac{\Pr(t_w = 2002 | z, w \leq m_{2012})}{\Pr(t_w = 2012 | z, w \leq m_{2012})} \cdot \frac{\Pr(t_w = 2012)}{\Pr(t_w = 2002)} \quad (16)$$

O cálculo da probabilidade de estar na data t , dados certos atributos individuais z e um salário abaixo do SM de 2012, é obtido por meio do modelo *probit* assim definido:

$$\Pr(t_w = t | z, w \leq m_{2012}) = \Pr(\varepsilon > -\beta' H(z)) = 1 - \Phi(-\beta' H(z))$$

Finalmente, ressalta-se que o método descrito é amplamente empregado em artigos científicos como em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e utiliza somente os salários dos trabalhadores efetivamente ativos.

3.4. TESTE DE KOLMOGOROV-SMIRNOV (K-S)

O teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S) verifica se duas amostras foram extraídas da mesma população, o que é de se esperar que suas distribuições de probabilidade sejam bastantes próximas uma da outra. Pode ser utilizado para avaliar as hipóteses: H_0 , os dados seguem uma distribuição normal e H_1 , quando os dados não seguem uma distribuição normal.

A estatística do teste de K-S é definida por $D = \max |F_{n1}(X) - F_{n2}(X)|$. Essa estatística mede a máxima distância entre as duas distribuições em termos absolutos. No caso em que a estatística D é maior do que o valor crítico do teste para um determinado nível de significância, rejeita-se a hipótese nula de que as amostras advêm da mesma distribuição de probabilidade. Logo, o teste K-S pode ser empregado para verificar se as verdadeiras distribuições de salários e suas contrafactuais são diferentes.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os dados foram retirados da PNAD/IBGE, referente aos períodos de 2002 e 2012 no Brasil. No quadro 1, consta a descrição completa das variáveis analisadas.

Quadro 1 – Descrição das variáveis

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
<i>Renda do trabalho principal</i>	Variável do rendimento mensal do trabalho principal para pessoas de 10 anos ou mais. Número de horas trabalhadas por semana nesse trabalho. Em seguida, denomina-se variável “remuhorar”, representa remuneração por hora.
<i>Ano 2</i>	Variável binária que assume valor unitário quando o ano for 2002 e valor nulo se o ano for 2012.
<i>Educação</i>	Assume valores de 0 a 15. O valor nulo mostra que o indivíduo não completou o primeiro ano de escolaridade. Os valores de 1 a 14 mostram o número de anos de educação completos do indivíduo. O valor 15 significa que o indivíduo possui 15 ou mais anos de escolaridade.
<i>Formal</i>	Variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical; assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.
<i>Gênero</i>	Variável binária que assume valor unitário para mulheres e nulo para homens.
<i>Exp</i>	Experiência potencial (Idade – anos de estudo).
<i>Exp2</i>	Experiência potencial ao quadrado.
<i>Raça</i>	Variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário.
<i>Idade</i>	Varia de 18 a 59, de acordo com os anos completos de idade do indivíduo. Para mostrar que o logaritmo natural dos salários não varia linearmente à idade, a variável <i>idade 2</i> também é utilizada.
<i>Ocupação</i>	<i>Dummies</i> de ocupação (empregados sem carteira de trabalho assinada, conta própria, empregadores) e empregados com carteira de trabalho assinada é a base de comparação. Por possuírem uma dinâmica salarial diferente, os servidores públicos, civis ou militares foram excluídos da amostra.
<i>Sector de atividade</i>	<i>Dummies</i> de setor de atividade (indústria de transformação, construção civil, comércio e serviços, administração pública, educação, saúde e cultura, serviços domésticos) e agricultura é a base de comparação.
<i>Urbano</i>	Variável binária que toma valor unitário para área rural e valor nulo caso contrário.

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 1, a seguir, têm-se os resultados da decomposição dos indicadores calculadas a partir dos valores que constam efetivamente nas PNAD. Os fatores de decomposição são o SM real, mercado formal, considera-se os trabalhadores que possuem carteira de trabalho assinada e atributos pessoais.

Ademais, tem-se os valores dos indicadores de desigualdade estimados para as funções de densidade e contrafactuais do ano de 2002. Primeiramente, essa função contrafactual é construída para o valor real do SM de 2012 (*2002cf*). Em seguida, estima-se essa função a partir da manutenção das características de formalidade de 2012 sobrepostas à distribuição contrafactual anterior (*2002cf Formal*). Por último, na estimação da função densidade hipotética do ano de 2002, utilizam-se os atributos individuais de 2012 sobrepostos às distribuições contrafactuais anteriores (*2002cf Atributo*). Após a estimação de cada função densidade contrafactual, calculam-se os indicadores de desigualdade.

A construção da quinta coluna da Tabela 1 é realizada por meio dos cálculos das medidas de desigualdade de renda (índices de Theil e de Gini) a partir das funções de densidade Kernel efetivas estimadas em 2002 e 2012. Os valores da diferença (*dif*) dos resíduos são obtidos a partir da diferença entre o indicador de concentração dos rendimentos, correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores e o valor real de 2012.

Os valores do fator SM são obtidos a partir da diferença entre o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade efetiva em 2002 e o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do SM e o valor real de 2012 no ano de 2002. A linha do mercado formal corresponde à diferença entre o valor do indicador de concentração de rendimentos correspondente à função densidade contrafactual do SM e o valor do indicador de desigualdade para a função densidade contrafactual do grau de formalização. Caso o valor dessa diferença seja negativo, resulta que o efeito sobreposto das condições de formalização do mercado de trabalho é redistributivo. Já na última linha, atributos, encontram-se os valores das diferenças entre o indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do grau de formalização e o indicador de concentração dos rendimentos, correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores.

Os valores positivos da coluna *dif* devem ser interpretados como efeitos desconcentradores, enquanto os valores negativos referem-se a efeitos concentradores dos fatores. Ou seja, caso se verifique que o resultado dessa diferença tenha valor negativo, observa-se a elevação do SM real quando sobreposta à distribuição de salários de 2002, causando efeito equalizador sobre essa distribuição de rendimentos.

A Tabela 1 contém os indicadores de desigualdade estimados para trabalhadores do gênero masculino e feminino. No caso das pessoas do sexo masculino, o índice de Theil se reduziu em 0,1247 entre 2002 e 2012. Desse total, 0,2017 pode ser atribuído ao SM; 0,1962 se deve ao grau de formalização e 0,0400 aos atributos.

Assim, na construção da função densidade hipotética, considera-se os efeitos da elevação do valor real do SM, o grau de formalização e os atributos sobre os indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho em 2002. Constata-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, ambos reduziram o grau de concentração dos rendimentos. O resíduo da decomposição do indicador da desigualdade corresponde a -0,3133.

Focalizando a contribuição desses fatores para a variação total do índice de Theil em termos relativos, pode-se observar que o SM, o grau de formalidade, os atributos e o resíduo contribuíram, respectivamente, com 161,8%, 157,38% e 32,10% dessa variação. Ou seja, ambos tiveram impactos desconcentradores.

Esse exercício de decomposição refeito para o índice de Gini revela resultados semelhantes aos encontrados na decomposição do índice de Theil. O elevado valor rela-

tivo do resíduo da decomposição se deve ao fato de que não se utiliza fatores de variação na oferta e demanda do trabalho⁴. Esses fatores no trabalho de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) tiveram uma contribuição relativa da ordem de 30%, enquanto os resíduos assumiram um valor equivalente a tal contribuição. Cabe lembrar que os resíduos contemplam fatores desconhecidos que certamente estão afetando a distribuição dos rendimentos, mas o seu valor elevado não invalida os valores relativos estimados para os três fatores considerados.

Por outro lado, os indicadores de desigualdade estimados para as mulheres sinalizam uma queda na dispersão dos rendimentos maior do que dos homens, sendo a diferença para o sexo feminino de 0,2487, pois o índice de Theil variou de 0,8455 em 2002 para 0,5968 em 2012.

As decomposições revelam, também, um impacto maior do SM para pessoas do gênero masculino. Pode-se verificar que os homens são melhores remunerados do que as mulheres, reforçando que há discriminação de gênero em favor dos homens no mercado de trabalho nordestino, mas que o diferencial de rendimentos vem reduzindo nos últimos anos. Essa tendência de queda da discriminação por sexo no mercado de trabalho nordestino foi verificado por Berni (2007), que mostra que os homens ganhavam em média 51,49% a mais do que as mulheres em 1995 e 35,23% em 2005.

A decomposição do índice de Gini calculado para as mulheres revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do SM seja menos elevado do que o grau de formalidade. Observa-se que os atributos têm efeito concentrador, isso se deve ao fato de ainda existir discriminação salarial para as pessoas do sexo feminino.

Tabela1 – Resultados da decomposição de índices de distribuição de renda pelo método DFL para todos os trabalhadores – homens e mulheres (2002 e 2012)

Ano	Índice	Fator	Homens			Mulheres		
			Valor	dif	%	valor	dif	%
2002	Theil	–	0,7750	0,1247	–	0,8455	0,2487	–
2012	Theil	Resíduo	0,6503	–0,3133	–251,28	0,5968	–0,2595	–104,32
2002cf	Theil	Salário mínimo	0,5733	0,2017	161,80	0,4774	0,3681	147,99
2002cfFormal	Theil	Formal	0,3771	0,1962	157,38	0,3235	0,1539	61,86
2002cfAtributos	Theil	Atributos	0,3371	0,0400	32,10	0,3373	–0,0138	–5,53
2002	Gini	–	0,5434	0,0565	45,29	0,5529	0,0773	31,08
2012	Gini	Resíduo	0,4870	–0,1347	–108,08	0,4756	–0,1157	–46,50
2002cf	Gini	Salário mínimo	0,4466	0,0968	77,65	0,4119	0,1411	56,72
2002cfFormal	Gini	Formal	0,4011	0,0455	36,52	0,3763	0,0355	14,28
2002cfAtributos	Gini	Atributos	0,3522	0,0489	39,20	0,3600	0,0164	6,58

Fonte: Elaborado pelos autores.

⁴ Esse procedimento foi adotado por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996).

Na tabela 2, a seguir, contém os indicadores de desigualdade estimados para amostra conjunta, avaliando o comportamento da desigualdade total e não apenas de cada gênero, observa-se que o índice de Theil se reduziu em 0,1393 entre 2002 e 2012. Desse total, 0,2385 pode ser atribuído ao SM; 0,1643 se deve ao grau de formalização e 0,0422 aos atributos.

Focalizando a contribuição desses fatores para a variação total do índice de Theil em termos relativos, pode-se observar que o SM, o grau de formalidade, os atributos e o resíduo contribuíram respectivamente com 171,21%, 117,95% e 30,29% dessa variação. Ou seja, ambos também tiveram impactos desconcentradores.

Tabela 2 – Resultados da decomposição de índices de distribuição de renda pelo méto do DFL para todos os trabalhadores (2002 e 2012)

Ano	Índice	Fator	Total		
			Valor	Dif	%
2002	Theil	–	0,7753	0,1393	–
2012	Theil	Resíduo	0,6360	–0,3057	–219,45
2002cf	Theil	Salário mínimo	0,5368	0,2385	171,21
2002cfFormal	Theil	Formal	0,3725	0,1643	117,95
2002cfAtributos	Theil	Atributos	0,3303	0,0422	30,29
2002	Gini	–	0,5452	0,0599	43,00
2012	Gini	Resíduo	0,4853	–0,1260	–90,45
2002cf	Gini	Salário mínimo	0,4340	0,1112	79,83
2002cfFormal	Gini	Formal	0,3986	0,0354	25,41
2002cfAtributos	Gini	Atributos	0,3593	0,0393	28,21

Fonte: Elaboração própria.

Em relação ao teste K-S, que pode ser empregado para verificar se as verdadeiras distribuições de salários e suas contrafactuais são diferentes, comprovou-se que as densidades originais se alteraram por uma mudança no SM, o que reforça a importância deste na redução da desigualdade. Assim sendo, aceita-se ao nível de significância de 5% a hipótese nula que segue uma distribuição normal entre as densidades original de salário e sua contrafactual para a região Nordeste, sendo K-S com probabilidade 0,000.

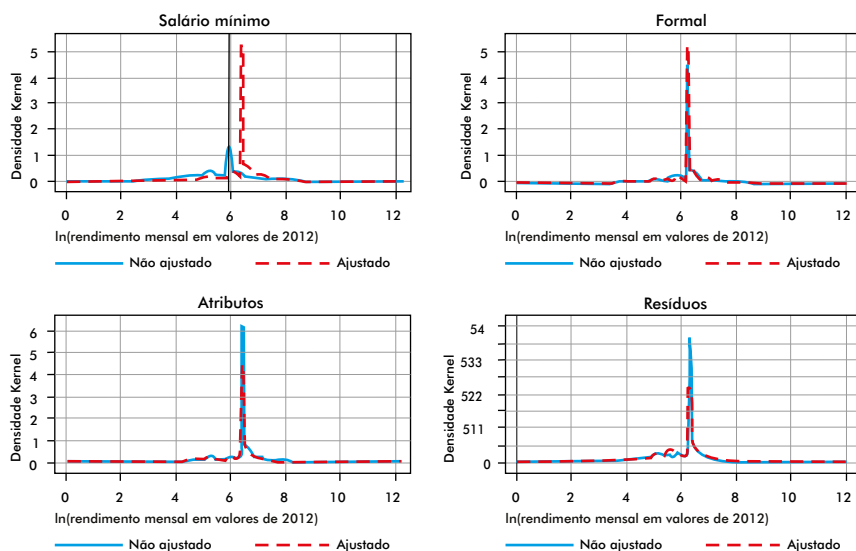
4.1. ANÁLISE GRÁFICA PARA DENSIDADES

Os Gráficos 1 e 2, a seguir, apresentam as funções de densidade contrafactuais estimadas para os trabalhadores do sexo feminino e masculino da região Nordeste, respectivamente. Esses gráficos permitem visualizar o quanto as distribuições de renda se aproximaram após a reponderação. Neles, têm-se as distribuições anteriores ao efeito do fator contribuição (não ajustado – em linha contínua) e a função densidade contra-

factual atribuída ao fator (ajustado – em linha tracejada). A diferença de áreas entre essas duas funções densidade corresponde ao efeito de contribuição de cada fator. As linhas verticais representam os valores do logaritmo natural do SM real, a linha vertical à esquerda compreende o valor correspondente ao ano de 2002, e a linha vertical à direita, valores correspondentes ao ano de 2012.

No Gráfico 1, observa-se um acentuado rebaixamento das ordenadas da função densidade contrafactual do SM em valores abaixo do logaritmo natural do salário real de 2012, quando comparadas, às mesmas ordenadas da função densidade efetiva observada em 2002. Ou seja, isso significa que, de acordo com o método empregado de decomposição, a elevação do SM em 2002 para o nível real do SM de 2012 teve impacto redutor sobre a concentração de frequências para os trabalhadores que ganham menos do que um SM de 2012, enquanto, no caso dos trabalhadores cujos rendimentos ultrapassam o valor do SM, verifica-se uma elevação menos acentuada.

Gráfico 1 – Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero feminino – região Nordeste



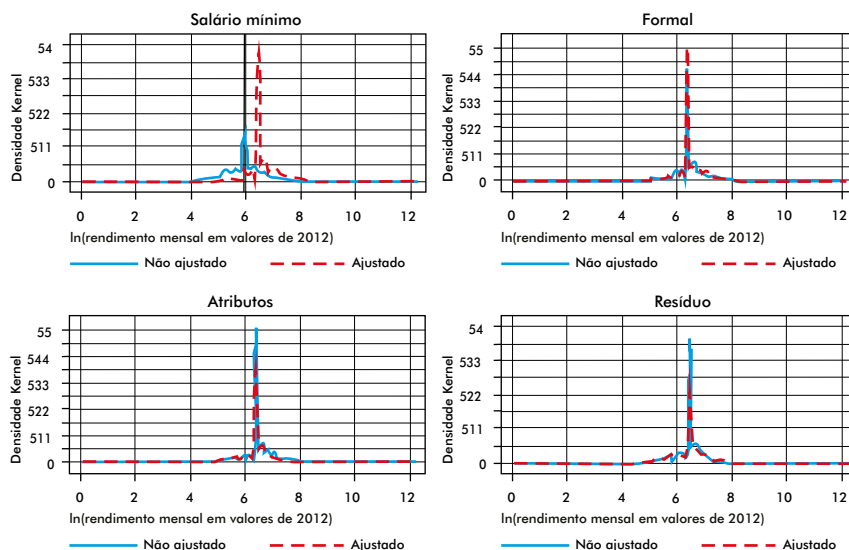
Fonte: Elaboração própria.

Dessa forma, nota-se que o salário mínimo em 2012 teve valor real mais elevado em relação ao patamar de 2002, bem como os atributos em 2012. Logo, na construção da função densidade hipotética, considera-se os efeitos da elevação do valor real do SM, grau de formalização e dos atributos sobre os indicadores de desigualdade dos

rendimentos do trabalho em 2002. Consta-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, reduziriam o grau de concentração dos rendimentos.

No Gráfico 2, a seguir, observa-se mais uma vez uma queda nos indicadores de desigualdade dos rendimentos de 2002 para 2012. Nesse caso dos trabalhadores do sexo masculino, o salário mínimo tem um efeito desconcentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos.

Gráfico 2 – Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero masculino – região Nordeste



Fonte: Elaboração própria.

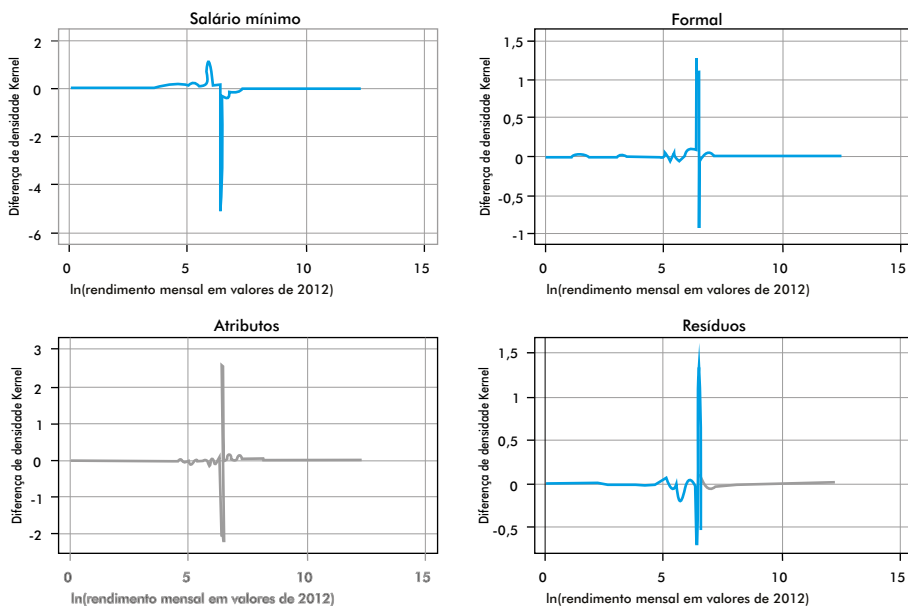
Os valores das diferenças de ordenadas das funções densidade encontram-se nos Gráficos 3 e 4. Verifica-se que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Em relação aos efeitos do grau de formalização, nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda a amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012. Dessa forma, o impacto do grau de formalização se mostra mais intenso sobre a região de distribuição de rendimentos próxima ao valor do SM de 2012.

Observa-se ainda, no Gráfico 4, que os efeitos das mudanças dos atributos individuais se concentram sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012. Verifica-se que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Nota-se que as diferenças entre as duas

curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda a amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012.

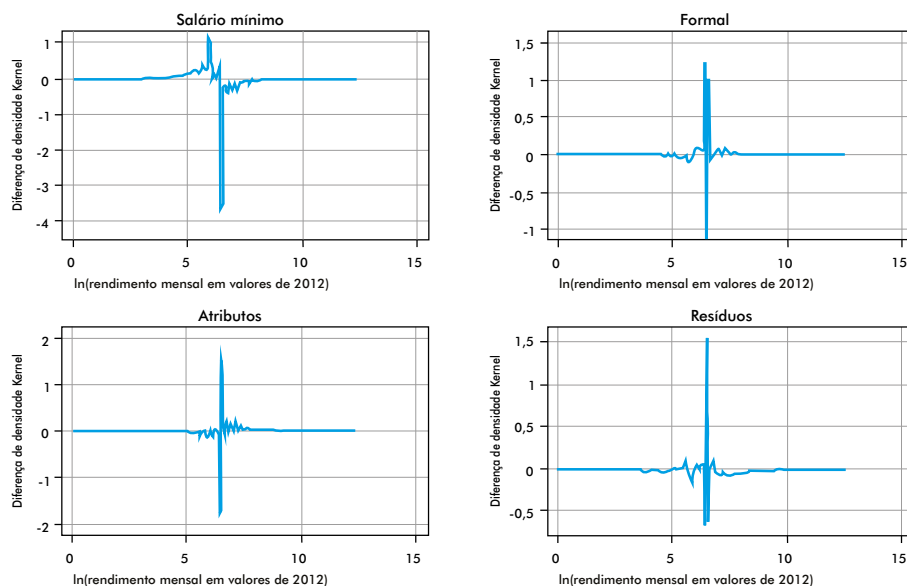
O Gráfico 3 mostra, ainda, que o grau de formalização se concentra sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012. Observa-se também que os resíduos se concentram nessa região. Já o Gráfico 4 mostra que os atributos individuais e o grau de formalização também se concentra na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012.

Gráfico 3 – Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, do gênero feminino – região Nordeste



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 4 – Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero masculino – região Nordeste



Fonte: Elaboração própria.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A metodologia de simulação, adaptada do estudo de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) foi aplicada para as diferentes categorias de empregados do gênero masculino e feminino da região Nordeste brasileira, tanto para a decomposição do índice de Theil como para a decomposição do índice de Gini. A decomposição do índice de Theil para os trabalhadores do sexo feminino revelou que a maior contribuição relativa correspondeu ao SM que, assim como o grau de formalização e os atributos pessoais, tiveram impactos desconcentradores sobre os rendimentos. Idêntico exercício de decomposição, repetido para o índice de Gini, revelou resultados semelhantes.

No caso da decomposição do índice de Theil para os trabalhadores de gênero masculino, o SM tem um efeito desconcentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos promovem uma redução na desigualdade de renda. A decomposição do índice de Gini calculado revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do SM seja mais elevado e o do grau de formalidade menor em termos absolutos. Enfim, as decomposições revelaram que o SM e o grau de formalização tiveram impactos desconcentradores para trabalhadores de ambos os sexos.

Observa-se que os atributos têm efeito concentrador para o sexo feminino; isso se deve ao fato de ainda existir discriminação salarial para as mulheres. Ainda, o efeito des-concentrador do salário mínimo para as mulheres é menos intenso na amostra.

Em suma, as simulações confirmam a importância do salário mínimo para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho no período 2002 a 2012 para os trabalhadores da região do Nordeste. Dessa forma, pode-se inferir que a política de elevação gradual do salário mínimo real estabelecido no período de 2002 a 2012 permitiu uma redução na dispersão dos rendimentos do trabalho. Noutras palavras, o impacto das variações nominais do SM sobre o nível de demanda possivelmente ultrapassou seus efeitos sobre os custos, permitindo uma elevação do patamar de produção e do emprego.

As simulações confirmam a importância do salário mínimo como o grau de formalização e os atributos individuais para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho nordestino no período 2002 a 2012. Logo, promover políticas públicas focando nessas variáveis casuais poderia ter efeito importante para a redução da desigualdade de renda tanto entre as mulheres quanto entre os homens.

6. REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil. Texto para Discussão, IPEA, Rio de Janeiro, n. 1460, jan. 2010.
- BERNI, H. A. A. *Evolução dos Determinantes da Desigualdade de Renda Salarial no Nordeste*. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; LEITE, P. Beyond Oaxaca-blinder: accounting for differences in household income distributions. *Journal of Economic Inequality*, v.6, n.2, p.117-148, 2008.
- BUTCHER, K. F.; DINARDO, J. The immigrant and native-born wage distributions: evidence from United States censuses. *NBER Working Paper Series*, n. 6630, 1998.
- CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A Influência da raça e do gênero nas oportunidades de obtenção de renda – uma análise da discriminação em mercados de trabalho distintos: Bahia e São Paulo. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 35, n. 4, p. 767-795, out./dez. 2005.
- CAMBOTA, J. N. *Discriminação salarial por raça e gênero no mercado de trabalho das regiões Nordeste e Sudeste: uma aplicação de simulações contrafactuais e regressão quantílica*. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

- CORRÊA, A. M. C. J. Desigualdade e pobreza entre as pessoas ocupadas na agricultura brasileira: evidências empíricas da PNAD 95. *Impulso*, n. 25, p. 53-69, 1999.
- DEDECCA, C. S. "A redução da desigualdade no Brasil: uma estratégia complexa". In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v. 1. Rio de Janeiro: IPEA, 2006.
- DEATON, A.; PAXSON, C. "Saving, growth, and aging in Taiwan". In: WISE, D. (Ed.). *Studies in the Economics of Aging*. Chicago: Chicago University Press for the National Bureau of Economic Research, 1994, pp. 331-357.
- DIEESE: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. *Rotatividade e políticas públicas para o mercado de trabalho*. São Paulo, 2014.
- DINARDO, J; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. *Econometrica*, v. 64, n. 5, p. 1001-1044, set. 1996.
- DUARTE, A., FERREIRA, P., SALVATO, M. Disparidades regionais ou educacionais? Um exercício contrafactual. *Ensaio Econômico*, n. 532, 2003.
- FAJNZYLBER, P. Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors. *Texto para Discussão*, CEDEPLAR/UFMG, n. 151, jun. 2001.
- FIRPO, F.; GONZAGA, G.; NARITA, R. Decomposição da evolução da desigualdade de renda no Brasil em efeitos idade, período e coorte. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, p. 211-252, 2003.
- FIRPO, S.; REIS, M. C. "O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil". In: BARROS, P.B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Vol. 2. Brasília: IPEA, 2006, p. 499-506.
- HOFFMANN, R. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 299-315, 1998.
- HOFFMANN, R. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 1 (35), p. 213-231, abr. 2009.
- JANN, B. *Univariate Kernel density estimation*. Suíça: ETH Zurich, 2007.
- KERM, P. Adaptive Kernel density estimation. In: UK STATA USERS MEETING, 9, v. 19-20, mai. 2003.
- LAM, D. Generating extreme inequality: schooling earnings, and intergenerational transmission of human capital in South Africa and Brazil. *Working Paper*, Population Studies Center, University of Michigan, n. 99-439, 1999.
- MACHADO, J. A. F.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, v. 4, n. 20, p. 445-65, 2005.
- LEMIEUX, T. Decomposing changes in wage distributions: a unified approach. *The Canadian Journal of Economics*, n. 35, p. 646-688, 2002.
- MACEDO, R. B.; GARCIA, M. E. Salário mínimo e taxa de salário no Brasil: comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 3, n. 10, p. 1013-1044, 1978.

- MENEZES FILHO, N. A. “Qualidade de educação”. In: SICSÚ, J.; CASTELAR, A. *Sociedade e Economia: estratégias de crescimento e desenvolvimento* (Org.) IPEA: Brasília, 2009, p. 201-209.
- NEDER, H. D.; RIBEIRO, R. Os efeitos distributivos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro no período 2002-2008: Enfoque a partir de distribuições contrafactuais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 40, p. 4, 2010.
- NEUMARK, D.; SCHWEITZER, M.; WASCHER, W. The effects of minimum wages throughout the wage distribution. *NBER Working Paper*, n. 7.519, fev. 2000.
- NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Origem familiar e desigualdade de renda na agricultura. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n.3, dez. 2003.
- NEVES, J. A.B. *Human capital, social classes, and the earnings determination process in Brazilian agriculture: 1973, 1982 and 1988*. Tese (Doutorado) – University of Wisconsin, Madison, 1997.
- OAXACA, R. Male-Female Wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, out.1973.
- OLIVEIRA, R. B. *Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008*. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia, Unicamp, Campinas, 2010.
- PARZEN, E. On estimation of a probability density function and mode. *Annals of Mathematical Statistics*, v. 33, n. 3, p.1065-1076, set.1962.
- PESSOA, S. *Existe um problema de desigualdade regional no Brasil?* 2000. Mimeo.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). 2013. Disponível em:<<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 25 abr. 2014.
- RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. “Determinantes da desigualdade de renda no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores”. In: HENRIQUES, RICARDO (Org.) *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p.159-176.
- ROSENBLATT, M. Remarks on some nonparametric estimates of a density function. *Annals of Mathematical Statistics*, v. 27, n. 3, p. 832-837, set.1956.
- SILVEIRA, F. J. M. *Decomposição da desigualdade salarial no Brasil*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2012.
- SOARES, S. S. D. O perfil da discriminação no mercado de trabalho – homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. *Texto para Discussão*, IPEA, Brasília, n. 769, nov. 2000.
- SOUZA, P. F. L.; SALVATO, M. A.; FRANÇA, J. M. Ser mulher e negro no Brasil ainda leva a menores salários? Uma análise de discriminação para Brasil e Regiões: 2001 e 2011. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA/ANPEC-2013, 41, Fortaleza, CE. Anais. Fortaleza: ANPEC, 2013.